

公的年金収入が高齢者の主観的健康状態に与える影響*

神戸大学大学院経済学研究科 中野あい

1. はじめに

急速な高齢化社会の到来により、高齢者の健康と生活、経済状態に対する関心が高まっている。高齢者の身体的特徴として、高血圧や糖尿病など慢性の疾患を有する 경우가多く、複数の疾患を抱えていることも少なくない。一般に高齢期は、加齢に伴って身体的機能の変化がみられるようになり、医療や介護への依存度が高くなる年代である。高齢者の就労や日常生活における活動、生きがいの実現においては高齢者自身の健康度に影響されることが考えられるため、高齢者にとっては健康的な生活を実現することへの意識は一層高まることが考えられる。高齢者の中では、自身の健康に対する意識変容にともない、生活習慣や食生活の見直し、医療機関等へのアクセスを高め、自ら健康を維持するための努力を

図表 1 世帯主の年齢階級別世帯人員一人当たりの1年間の支出（単位：万円）

| | 全世帯 | 29歳以下 | 30～39歳 | 40～49歳 | 50～59歳 | 60～69歳 | 70歳以上 | 65歳以上(再掲) |
|----------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|-----------|
| 支出額(年間) | 121.3 | 134.0 | 99.4 | 108.3 | 128.9 | 131.6 | 128.4 | 130.5 |
| 食料 | 28.7 | 31.9 | 22.2 | 25.3 | 28.5 | 31.8 | 32.4 | 32.7 |
| 住居 | 9.3 | 23.4 | 11.9 | 6.8 | 7.6 | 8.2 | 10.3 | 9.4 |
| 光熱・水道 | 9.6 | 7.0 | 7.0 | 7.7 | 9.5 | 10.8 | 12.0 | 11.7 |
| 家具・家事用品 | 4.2 | 2.8 | 3.2 | 3.2 | 4.2 | 5.0 | 5.2 | 5.2 |
| 被服および履物 | 4.8 | 6.4 | 4.5 | 4.9 | 5.5 | 4.7 | 4.1 | 4.2 |
| 保健医療 | 5.4 | 3.1 | 3.3 | 3.7 | 4.6 | 6.9 | 7.8 | 7.8 |
| 交通・通信 | 16.6 | 22.6 | 16.8 | 16.4 | 19.8 | 17.1 | 12.0 | 13.7 |
| 教育 | 4.0 | 1.0 | 3.7 | 8.9 | 6.9 | 0.9 | 0.4 | 0.4 |
| 教養・娯楽 | 12.5 | 16.5 | 10.6 | 11.9 | 11.4 | 14.3 | 12.7 | 13.6 |
| その他の消費支出 | 26.4 | 19.5 | 16.2 | 19.4 | 30.9 | 31.8 | 31.5 | 31.8 |

資料)『家計調査』平成24年より作成。1か月のデータを12倍して、平均世帯人員数で割った。

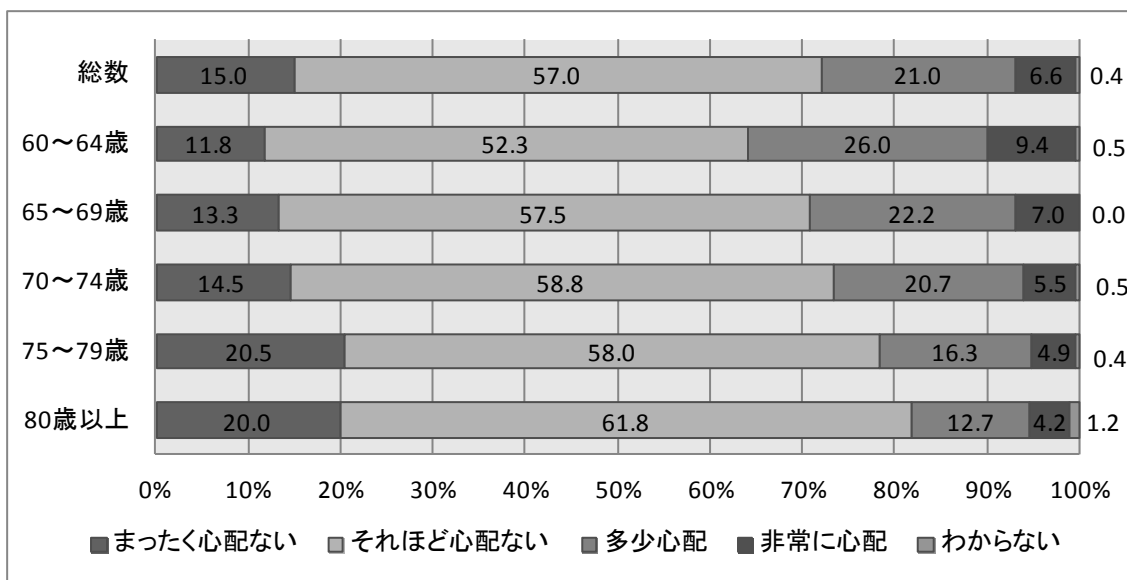
*本稿の作成にあたり、神戸大学大学院経済学研究科の勇上和史准教授、小葉武史講師、小林美樹研究員から有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。また、本稿の二次分析にあたり東京大学社会科学研究所 附属社会調査・データアーカイブ研究センターssj データアーカイブから「高齢者の経済生活に関する意識調査、2002」（内閣府政策統括官（共生社会政策）付高齢社会対策担当）の個票データの提供を受けました。

図表 2 高齢者世帯の所得

| 高齢者世帯の所得(一世帯当たり平均所得金額) | | (世帯人員一人当たり) | |
|------------------------|--------------|-----------------|-----------------|
| | 総所得 | 307.9万円 | 197.9万円 (1.56人) |
| 高齢者世帯 | 稼働所得 | 53.2万円 (17.3%) | |
| | 公的年金・恩給 | 216.2万円 (70.2%) | |
| | 財産所得 | 18.2万円 (5.9%) | |
| | 年金以外の社会保障給付金 | 2.5万円 (0.8%) | |
| | 仕送り・その他の所得 | 17.7万円 (5.7%) | |
| 全世帯 | 総所得 | 549.6万円 | 207.3万円 (2.65人) |

資料) 内閣府『平成 24 年版高齢社会白書』より作成。

図表 3 高齢者の現在の暮らし向き

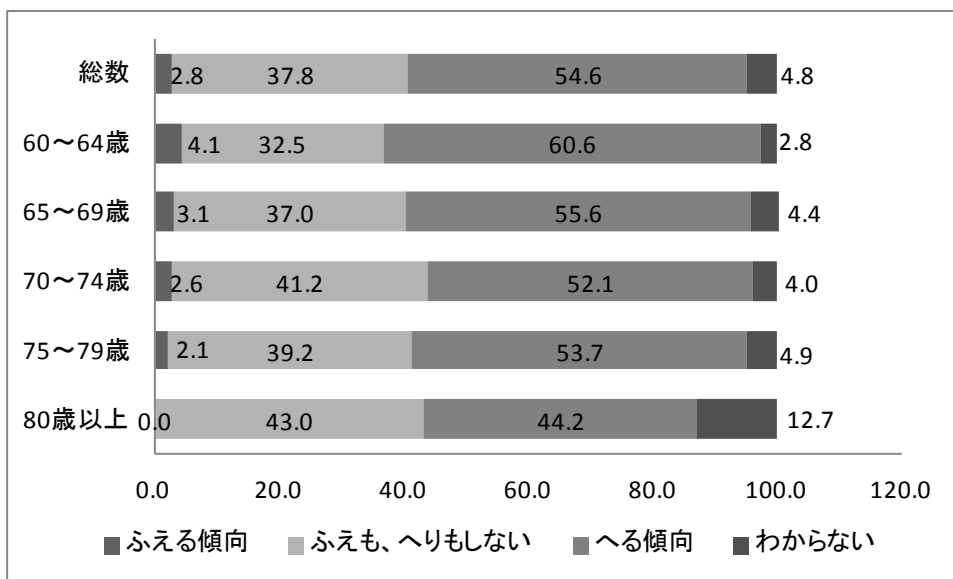


資料) 内閣府『高齢者の経済生活に関する意識調査 2002 年』より作成。

行う場合も多いといえる。図表 1 は、世帯人員一人当たりの 1 年間の消費支出を年齢階級別に捉えたものである。支出項目の中でも保健医療に対する項目を見ると、49 歳以下の各年齢層では年間の支出が 3 万円台で推移しているのに対し、50 歳を超えると徐々に支出額が増大し、70 歳以上の高齢層では 7.8 万円の支出となっている。

一方、65 歳以上の高齢者の収入に着目すると、高齢者の多くは、公的年金受給など社会

図表 4 貯蓄の動向



資料) 内閣府『高齢者の経済生活に関する意識調査 2002 年』より作成。

保障の枠内で生活を安定させる場合が多くなる。高齢者の所得水準は概ね現役世代と変わらないが、現役世代と大きく異なる点は、収入に占める就労所得の割合は 17.3%であり、公的年金による収入が 70%を超えることである(図表 2)。ここで公的年金制度について説明を行うと、公的年金制度には国民年金、厚生年金、共済年金の 3 種類からなり、日本国内に住所のある人全てが加入を義務付けられている保険制度であり、老齢などにより「基礎年金」を受けることができる。さらに厚生年金基金に加入しておれば、国民年金の給付である「基礎年金」に加えて、「厚生年金」を受け取ることができる。「共済年金」は公務員や教員などが加入しており、「共済年金」の長期給付は、原則として基礎年金に上乗せして支給されることになる(「日本年金機構 HP」)。

次に、高齢者の暮らし向きについては、図表 3 より「まったく心配ない」あるいは「それほど心配ない」と答える回答が半数以上であり、高齢期において暮らし向きに対する不安感が高まるものではないと考えられる。ただし、図表 4 より、貯蓄に関しては「へる傾

向」である場合が高齢層の年齢平均で 5 割を超えており、高齢者は現在の貯えを切り崩しながら消費生活を行っていることが分かる。

人々の経済状態と健康との関連については、多くの既存研究により、所得水準が主観的健康感によって規定されることが示されている (Ficella and Franks (1997)、Kennedy, et al (1998)、Subramanian, et al (2001)、Blakely and Locher, Kawachi (2001)、Shibuya and Hashimoto, Yano (2003)、Oshio and Kobayashi (2009)、小林 (2010) など)。

Ficella and Franks (1997)は、人々の健康を規定する要因として、個人所得と年齢、性、家族人数に着目して縦断研究を行った。Kennedy, et al(1998)は、人々の健康状態は収入の不平等や年所得の平均値、年齢、性別、教育水準、親との同居の有無などの変数と関連があることを示した。Blakely, Locher, Kawachi (2001)は、米国の主要都市に住む住民の主観的健康と地域の収入の不平等、個人レベルの所得との関連について明らかにしている。それによると、世帯全体の所得が個人の主観的健康に影響を与えているが、収入の不平等による影響は消失することが示されている。Subramanian, et al (2001)は、人々の健康状態が地域所得中央値や収入の不平等、年齢と性、人種、婚姻状況、健康診断受診の有無、医療保険有無、喫煙と関連があることを多重レベル分析により明らかにした。Shibuya, Hashimoto, Yano (2003)は日本のデータを用いて、人々の健康と地域属性、個人属性との関連を検証している。その結果、地域属性である収入の不平等や県レベルの所得水準（中央値）は人々の主観的健康と有意差がみられないが、個人レベルである世帯所得や年齢、婚姻状態、性別などと有意に関連があることを示している。Oshio and Kobayashi (2009)は同じく日本のデータを用いて分析を行い、収入の不平等と世帯所得はともに人々の主観的健康を有意に規定しているが、その他の影響要因として、年齢や教育水準、喫煙・飲酒の有無、社会資源の活用の有無が人々の主観的健康と有意に関連があることを示している。小林 (2010) は日米のデータを用いた人々の主観的健康の規定要因について国際比較を行っている。その結果、日米ともに収入の格差が主観的健康と関連があること、低所得、低

学歴、高齢層で主観的健康状態が規定されていることを示しており、米においては地域の所得値も主観的健康に有意に影響を与えることが示されている。

高齢者に着目した分析については、Knesebeck, et al (2003)や Huisman, et al (2003)、小林 (2009) が行っている。Knesebeck, et al (2003)では、60歳以上の高齢者について独・米のサンプルを用いて国際比較を行い、高齢者の主観的健康と抑うつ徴候、身体的活動能力に制限があるかどうかという3つの健康指標について、個人の社会階層がどのような関連をもつかについて検証を行っている。分析の結果、ドイツにおける高齢層では、所得水準がこれら3つの健康指標と最も関連が強いことが示されている。Huisman, et al (2003)は、欧州11か国の60歳以上の高齢層のサンプルを用いて、疾病や罹患の格差が社会経済的要因によって規定されていることを検証している。地域に住む人々の疾病や罹患のレベルは個人の所得や教育水準によって規定されており、対象国すべての国の男女ともに、こうした社会経済状態の違いが健康状態の格差をもたらすことが示されている。とりわけ女性の場合には、こうした格差は年齢とともに減少するが、男性の場合には格差は縮小しないことが示されている。高齢層と若年層の比較を行った小林 (2009) では、特に高齢層では主観的健康と所得の不平等と強い関連があり、世帯所得は比較的弱い関連があることが示されている。

このように上述の研究では、個人レベルの所得や属性を考慮に入れた多重レベルのデータを用いた分析が行われており、人々の健康は個人の所得によって規定されているという結果がみられるものの、地域の収入の不平等もまた健康に影響を与えるかどうかについてはデータや分析手法の違いにより、有意な結果が得られているものや有意でない結果であったりと様々である。

さらに死亡率の着目した研究として、Fukuda, et al(2004)、橋本 (2006)、西 (2006) がある。Fukuda, et al (2004)では、死亡率と個人の所得や教育水準、失業率、居住空間の広さとの関連において、女性より男性の死亡率方がこれらの要因により強く影響されるこ

とを示しており、さらに年齢層に着目すると、75歳以上の年齢層と比べて75歳未満の年齢層ではこれらの社会経済的地位が及ぼす影響は強くなることが示されている。同じく年齢階層に着目した橋本（2006）の研究では、15～59歳層に限ってみれば、県所得中央値と死亡率が有意に負の相関をもっており、収入の不平等との関連はみられなくなるが、60歳以上高齢者では、県所得中央値の影響を考慮しても、収入の格差も所得水準もそれぞれ独立に死亡率と正相関がみられることを示した。西（2006）は、個人レベルでは学歴が低い、職業別社会階層が低い、持家でない場合に死亡リスクが高まり、地域レベルでは肉体労働者の割合が死亡リスクを高めていることを明らかにした。上述の研究から、社会経済的状態と死亡率との関連については、年齢層や性別により影響の方向性が異なることが示唆されている。

健康状態や身体的機能、死亡と個人属性との関連について検証を行ったものとして、Beckett（2000）がある。Beckett（2000）は、縦断的調査を用いた分析を行い、性別や人種、年齢、教育水準が人々の健康状態や身体的機能、さらには死亡やサンプルが追跡不能になるケースと有意に関連があることを示しており、教育水準の違いが与える影響については、若年期から高齢期にかけて減少していくことを示唆している。

所得と健康との関係においては、所得水準の高さと医療へのアクセス、健康診断や医療機関の受診との関係においても捉えることができる。米国では一般住民を対象に、ランド医療保険研究（Rand Health Insurance Experiment）という介入研究を行い、地域住民を自己負担の割合によって4つのグループに区分し、所得が医療アクセスに与える影響を調査・分析した。その結果明らかになったことは、自己負担率が高いほど医療サービスの利用者が減少していることとともに、所得が低いものほど医療サービス利用者が減少する傾向が示されている。特に自己負担率が0%のグループでは所得による医療アクセスの差は小さいが、自己負担率が上がるにしたがい、所得による医療アクセスへの差が大きく見られ

るようになっている¹。Lundberg, et al (1998)は、薬剤購入の価格感度について自己負担上昇率と性、年齢、収入、学歴、就業、主観的健康感、薬品の種類との関連について分析を行っている。その結果、収入が高くなるほど購入を控える者が減り、価格感度は弱くなることが明らかにされた。菅 (2008) は所得、教育年数、職業階層など社会的地位によって医療サービスへのアクセスに格差が生じているかどうかを検証している。分析の結果、所得は男女とも外来受診へのアクセスに影響を与えないものの、低所得層であることや職種がマニュアル職、自営業である場合に人々の主観的健康状態が悪いという結果が得られている。木村 (2013) は、首都圏のデータを用いて、健康診断受診の規定要因について男女別の分析を行っている。分析の結果、教育年数は男性においてのみ有意に受診行動と関連があるが、世帯年収や就労の有無、配偶者の有無、子どもの有無については男女とも有意に受診行動に影響する要因であることが明らかにされた。さらに、これまでの先行研究から得られた知見によると、受診抑制をしたと感じているものが相当数いることが指摘されており、所得階層によって受診抑制したと感じる人の割合が異なり、低所得層ほど受診抑制の割合が高いことが明らかにされている。受診抑制の理由としては、金銭的な理由のほか、時間的な制約も多く見られていることが示されている (阿部 (2013))。さらに 65 歳以上の高齢者についてみると、所得が低いほど過去 1 年間に治療を控えたことがあるという結果が得られており、受診抑制の理由として、低所得者ほど費用を上げる割合が高いことが指摘されている (日本福祉大学健康社会研究センター (2009))。

本稿では、60 歳以上の高齢者に着目して、高齢者の所得と主観的健康状態との関連について検証を試みる。高齢者の収入については先述の通り、社会保障の枠内で暮らす者が多く占めているため、特に公的年金額との関連など高齢者世帯独自の分析が必要であると思われる。また、高齢者世帯では現在の貯えを切り崩している場合が多く (図表 4)、主観的健康との関連においては客観的な収入額だけでなく、老後の資金の見通しに対する安心

¹ランド医療保険研究の詳細については、豊川 (2006) にまとめられている。

感・不安感などに反映される金銭に対する把握の状況といった高齢者の主観的要因も考慮に入れて分析を行う。高齢者の主観的健康状態については、特に収入の内訳である公的年金が与える役割について分析を行った研究は筆者が知る限り本稿が初めてである。現役での就労から引退した高齢者は全世帯のうち半数以上におよび、高齢者の総収入のうち、公的年金収入が果たす役割は大きいと考えられるため、公的年金収入に着目する意義は高いと思われる。

本稿の構成は以下のとおりである。続く2節では、モデルによる考察を行う。3節では使用するデータについて説明を行い、4節では実証分析とその結果の考察を行う。5節では本稿で得られた結果をまとめ、今後の課題を述べる。

2. モデル

高齢者の効用は、保健医療への消費水準及び他の一般財への消費水準から得られるものとする。分析を単純化するため、効用関数が次のようなCES型で表現されるものと仮定する。

$$U = U(C, H) = (\beta_1 C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta_2 H^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \quad (1)$$

ここでCは一般の消費水準、Hは保健医療への消費を示している。ここで保健医療への消費とは、健康度を高めるような財やレジャー、サービスの購入や、医療用品の購入、医療へのアクセスを表すものとする。

高齢者の予算制約は次のように表わすことができる。

$$pC + rH = wL + y. \quad (2)$$

ここでpは消費財の価格、rは保健医療消費にかかる単位当たり費用であり、wは賃金水準、Lは労働時間を示し、yは就業以外により得られる収入額を示す。高齢者の予算制約式の場合、不労収入であるyは、年金収入やその他収入を表すものと考えられる。(2)式より、高齢者は、得られた所得及び資産を一般消費財(サービス)及び保健医療消費財(サ

ービス) に費すものとする。

Becker (1965) や Contoyannis and Jones (2004)を参考に、時間制約については次のように表すことができる。

$$L + \tau(C + H) = \bar{T}. \quad (3)$$

ここで、 τ は消費財を使い切るのに必要な時間であるとする。(2) 式と (3) 式から次の制約式が導かれる。

$$(p + w\tau)C + (r + w\tau)H = w\bar{T} + y. \quad (4)$$

高齢者は (4) 式の制約のもとで、一般財 (サービス) への消費 C と保健医療への消費 H について (1) 式で示されるような効用を最大化するものとする。すると高齢者の一般消費の最適水準は以下のように求めることができる。

$$C^* = \frac{w\bar{T} + y}{\left(w\tau \left(1 + \left(\frac{\beta_1 r}{\beta_2 p} \right)^{-\sigma} \right) + r \left(\frac{\beta_1 r}{\beta_2 p} \right)^{-\sigma} + p \right)}. \quad (5)$$

(5) 式より、第一に、年金収入・その他収入である y が上昇すると一般消費財 (サービス) への購入が高まることわかる。第二に、 $\rho = \frac{\sigma - 1}{\sigma}$ の関係と $\rho \leq 1$ より、 $\sigma \geq 1$ となるため消費財価格 p が上昇すると一般消費財 (サービス) への需要が高まる。第三に、賃金率 w が C に与える効果については、 w の係数である \bar{T} の値と $\tau \left(1 + \left(\frac{\beta_1 r}{\beta_2 p} \right)^{-\sigma} \right)$ の値との関係によって決まる。ここで、 τ は消費財 1 個あたりを費消するのに要する時間であるので、消費財が十分に多く存在しており τ の値が十分小さく、

$$\bar{T} > \tau \left(1 + \left(\frac{\beta_1 r}{\beta_2 p} \right)^{-\sigma} \right)$$

の条件が成り立つならば、賃金率 w が上昇すると、一般消費財の最適水準 C^* は高くなると

いえる。

また、高齢者の最適な健康消費の水準は、

$$H^* = \frac{w\bar{T} + y}{\left(w\tau \left(1 + \left(\frac{\beta_2 p}{\beta_1 r} \right)^{-\sigma} \right) + p \left(\frac{\beta_2 p}{\beta_1} \right)^{-\sigma} + r \right)}. \quad (6)$$

(6) 式より、高齢者の最適な保健医療（サービス）への消費は、第一に、年金等収入 y に依拠しており、年金等収入の増加によって保健医療消費が促進されるということがいえる。

第二に、保健医療に関する消費財価格 r が上昇すると保健医療（サービス）への消費水準は低下する。第三に、賃金率 w の効果は、消費財で見たように w の係数 \bar{T} の値と

$\tau \left(1 + \left(\frac{\beta_1 r}{\beta_2 p} \right)^{-\sigma} \right)$ との関係によってきまるといえるが、 τ の値が十分に小さい場合には、賃金率 w

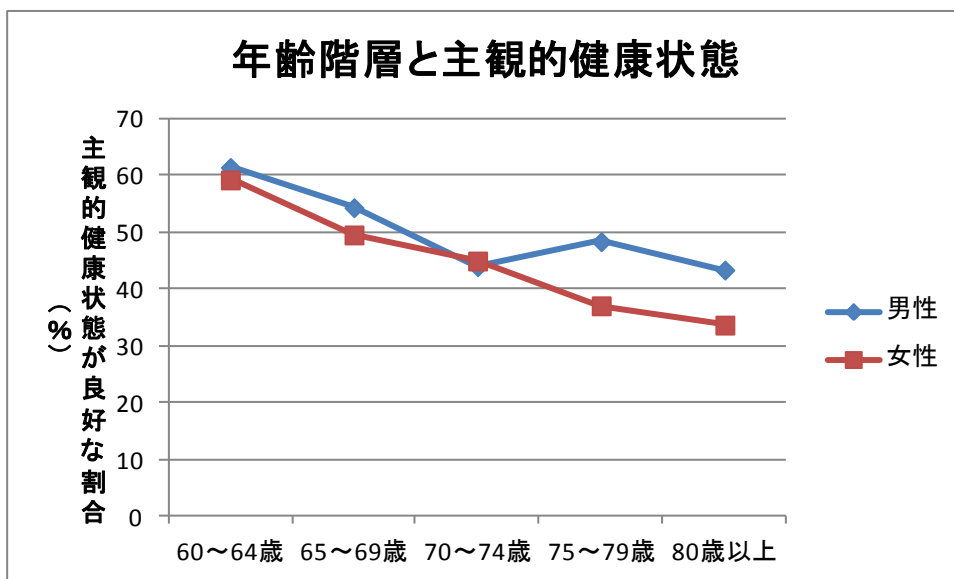
の上昇は最適な保健医療への消費水準を高めると考えられる。そして、就業による収入 $w\bar{T}$ が増加すると、最適な保健医療支出は増えるといえる。すなわち、高齢者は高い収入を得るほど健康への消費を高め、増加した健康消費は高齢者の健康度を高めるよう働きかけると考えられる。このため、収入が高い高齢者ほど健康水準が高まると考えられる。他方、収入が低い社会階層では、高齢者は健康への消費を控え、時には医療機関への受診抑制を行うため、収入が十分高い社会階層と比べて、より低い健康水準しか達成できない可能性が考えられる。

以下では、就労収入や年金収入など高齢者の金銭の状態と健康との関連について実証分析により明らかにする。

3. データ

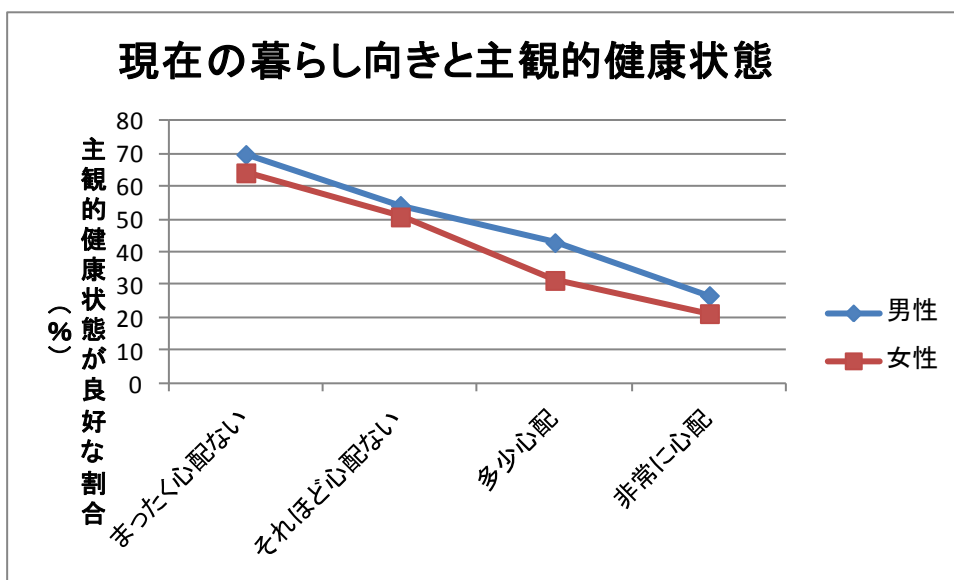
本稿の分析で用いるデータは、内閣府が実施した「高齢者の経済生活に関する意識調査」の2002年の個票データである。この調査は全国の60歳以上の男女を対象に2002年1月

図表 5 年齢階層と主観的低健康状態との関連



資料) 内閣府『高齢者の経済生活に関する意識調査 2002』より作成。

図表 6 現在の暮らし向きと主観的健康状態との関連



資料) 図表 5 と同じ。

31日から2月17日の間に行われた調査であり、標本数3000人のうち、有効回収数は2077人で、有効回収率は69.2%である。調査票からは、現在の健康状態をはじめとして、現在の経済的な暮らし向き、収入のある仕事の有無とその内容、1か月あたりの平均収入額、現在の貯蓄額などが尋ねられている。

このデータを用いて、年齢階層別、現在の暮らし向き別に主観的健康状態が良好な割合の平均値を示した（図表5）。高齢者の主観的健康状態が良好な者の割合は、男女ともに年齢が上層するにつれて下がり、とくに女性の場合に健康状態が良好な割合の減少幅が大きい。60歳時点では男女ともほとんど差が見られないが、年齢が上昇するにともない、女性の方が急激に減少する傾向が見られる。これは、男女の身体に性差があり、女性の場合は40代後半からの更年期を経て徐々に身体の変調を感じやすくなるほか、高血圧や動脈硬化など生活習慣病を発症するリスクが大幅に上昇するため、主観的健康状態に影響を与えている可能性が考えられる。図表6は、現在の暮らし向きと主観的健康状態の関連性を示したものであるが、男女ともに、現在の暮らし向きに対する意識が「心配ない」から「多少心配」「非常に心配」となるにしたがって、主観的健康状態が良好な者の割合が減少していることが分かる。暮らし向きが心配なことが日常生活上の悩みとなり、主観的健康状態に影響を及ぼすことが考えられるほか、暮らし向きが心配だと感じる者ほど保健医療への支出を抑制し、主観的健康状態を規定している可能性が考えられる。

4. 変数

以下では、推定に用いた変数について説明する。変数の記述統計量は、図表7に示している。被説明変数は、60歳以上の男女の高齢者の主観的健康状態である。現在の健康状態について、「良い」と答えたものを3、「まあ良い」と答えたものを2、「普通」と答えたものを1、「あまり良くない」「良くない」と答えたものに0を付与する変数とした。

説明変数については以下のとおりである。

図表 7 記述統計

| 説明変数 | | サンプル数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------------|-------------------|-------|--------|--------|-------|-----|
| 健康状態 | | 1761 | 1.521 | 1.128 | 0 | 3 |
| 性別 | 男性 | 1761 | 0.460 | 0.499 | 0 | 1 |
| | 女性 | 1761 | 0.540 | 0.499 | 0 | 1 |
| 年齢 | 60～64歳 | 1761 | 0.246 | 0.431 | 0 | 1 |
| | 65～69歳 | 1761 | 0.261 | 0.439 | 0 | 1 |
| | 70～74歳 | 1761 | 0.239 | 0.426 | 0 | 1 |
| | 75～79歳 | 1761 | 0.161 | 0.367 | 0 | 1 |
| | 80歳以上 | 1761 | 0.094 | 0.291 | 0 | 1 |
| 子ども有 | | 1761 | 0.942 | 0.235 | 0 | 1 |
| 収入額 | 世帯所得 | 1761 | 22.461 | 17.555 | 1.443 | 112 |
| | 就業ダミー*就業収入額 | 1761 | 8.922 | 16.239 | 0 | 112 |
| | 公的年金受給ダミー*公的年金収入額 | 1761 | 16.328 | 10.910 | 0 | 56 |
| | 私的年金受給ダミー*私的年金収入額 | 1761 | 1.263 | 4.150 | 0 | 56 |
| | 財産収入額 | 1761 | 10.994 | 4.241 | 0 | 56 |
| 貯蓄 | 減る傾向 | 1761 | 0.546 | 0.498 | 0 | 1 |
| 老後の備えが十分にあると感じる | | 1761 | 0.079 | 0.270 | 0 | 1 |
| 持家有り【住宅】 | | 1761 | 0.800 | 0.400 | 0 | 1 |
| 最長職業 | 農林漁業 | 1761 | 0.137 | 0.344 | 0 | 1 |
| | 自営業 | 1761 | 0.160 | 0.366 | 0 | 1 |
| | 常勤 | 1761 | 0.489 | 0.500 | 0 | 1 |
| | 非正規・内職・その他 | 1761 | 0.123 | 0.329 | 0 | 1 |
| | 専業主婦・仕事に就いた経験なし | 1761 | 0.093 | 0.290 | 0 | 1 |
| 地域 | 北海道・東北 | 1761 | 0.154 | 0.361 | 0 | 1 |
| | 関東 | 1761 | 0.243 | 0.429 | 0 | 1 |
| | 中部 | 1761 | 0.214 | 0.410 | 0 | 1 |
| | 近畿 | 1761 | 0.143 | 0.350 | 0 | 1 |
| | 中国・四国 | 1761 | 0.115 | 0.319 | 0 | 1 |
| | 九州 | 1761 | 0.132 | 0.339 | 0 | 1 |

○性別：女性と答えたものを1とする性ダミーである。

○年齢：60歳以上80歳未満については5歳刻みのダミー変数を作成し、それ以上の年齢については80歳以上ダミーを作成した。

○未婚・配偶者と離死別：未婚の場合と既婚であるが配偶者と離死別をした場合を合わせてひとつのダミー変数とした。

○子ども有り：現在子どもがいるかどうかについて、「いる」場合に1の値となるダミー変数を作成した。

○収入額：調査票からは、夫婦の（配偶者がいない場合は本人の）税込み収入額について1カ月当たりの平均額が尋ねられており、「収入はない」を除いて10の階級値から選択する回答が得られている。各階級の中央値をその階級の所得とし、連続変数として作成した。

○就業ダミー*就労収入額：現在、収入のある仕事をしている者（55%）に対して、就業収入額を乗じたダミー変数。就業収入額は、「本人・配偶者とも収入のある仕事をしていない」者を除いて10の階級値からなり、10の階級の中央値をその階級の所得として連続変数

を作成して収入額とした。

○公的年金受給ダミー*公的年金受給額：公的年金（国民年金、厚生年金、公務員共済年金、労災年金、恩給など）受給者（93.8%）に対する年金受給額を乗じたダミー変数。公的年金受給額は「受給していない」を除くと 8 つの階級からなるが、上記で説明した収入額の変数や就業収入額の変数と同様の手順にて作成した。

○私的年金受給ダミー*私的年金受給額：私的年金受給者（15%）ダミーに対する年金受給額を乗じたダミー変数。公的年金受給額の変数と同様の手順にて作成した。

○財産収入有り*財産収入額：財産収入を受け取っている場合に対して財産収入額を乗じて作成した。財産収入額を得ていない者を除き、10 の階級値からなり、収入額と同様の途中で連続変数を作成した。

○老後の備えが十分にあると感じる（ダミー変数）：「現在の貯蓄の額は、今後のあなた方ご夫婦の老後への備えとして十分だとお考えですか」という質問に対し、「十分だと思う」と答えた場合に 1 とするダミー変数を作成した。

○持家有り【住宅】：夫婦の不動産の所有の有無に対する質問項目のなかで、住宅を所有している場合に 1 の値をとるダミー変数とした。

○最長職業：回答者本人が今までに一番長く従事した仕事である。

○地域：北海道、関東、中部、近畿、中国・四国、九州の地域ブロックについて、6 つのダミー変数を作成した。

5. 分析方法と推計結果

本稿では、高齢者の主観的健康状態を被説明変数とする順序プロビットを行う。図表 8 は、60 歳以上高齢者の全サンプルを用いた推計結果である。高齢者の経済状態を示す指標として、夫婦の収入額（就業収入額の状態や公的年金、私的年金、財産収入の収入額の状態）と老後の備えが十分と感じているかどうかを示す変数、住宅の持家の有無を推計に入

図表 8 推計結果 (1)

| 高齢者の主観的健康に影響を与える要因の分析結果(2): 順序プロビット | | | | | | |
|-------------------------------------|--------------------|--------|-----|---------|-----------------|---------------|
| 係数 | | Coef. | | Std.Err | dy/dx (まあ良い) | dy/dx (良い) |
| 性別 | 女性 | 0.021 | | 0.064 | 0.001 | 0.007 |
| 年齢 | 65～69歳 (基準=60～64歳) | -0.246 | *** | 0.076 | -0.021 | -0.077 |
| | 70～74歳 | -0.402 | *** | 0.080 | -0.037 | -0.120 |
| | 75～79歳 | -0.551 | *** | 0.091 | -0.058 | -0.155 |
| | 80歳以上 | -0.652 | *** | 0.110 | -0.075 | -0.171 |
| 未婚・配偶者と離死別 | | -0.017 | | 0.070 | 0.001 | -0.006 |
| 子ども有り | | 0.195 | | 0.113 | 0.017 | 0.060 |
| 収入額 | 就業ダミー*就業収入額 | 0.004 | ** | 0.002 | 0.0003 | 0.001 |
| | 公的年金受給ダミー*公的年金収入額 | 0.006 | ** | 0.003 | 0.0005 | 0.002 |
| | 私的年金受給ダミー*私的年金収入額 | 0.004 | | 0.006 | 0.0003 | 0.001 |
| | 財産収入有り*財産収入額 | 0.003 | | 0.006 | 0.0002 | 0.001 |
| 老後の備えが十分にあると感じる | | 0.332 | *** | 0.103 | 0.015 | 0.116 |
| 持家有り【住宅】 | | 0.271 | *** | 0.069 | 0.024 | 0.083 |
| 最長職業 | 農林漁業 (基準=常勤) | -0.025 | | 0.088 | -0.002 | -0.008 |
| | 自営業 | -0.009 | | 0.081 | -0.001 | -0.003 |
| | 非正規・内職・その他 | -0.170 | * | 0.091 | -0.015 | -0.053 |
| | 専業主婦・仕事に就いた経験なし | -0.012 | | 0.102 | -0.001 | -0.004 |
| 地域ダミー | | | YES | | | |
| Number of obs | | | | | | 1761 |
| Log Likelihood | | | | | | -2358.87 |
| LR chi2 | | | | | | 154.99 |
| Prob>chi2 | | | | | | 0.000 |
| Pseudi R2 | | | | | | 0.032 |

注) *は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

れている。

ここで、高齢者の経済状態を示す説明変数を見る前に、個人の属性をコントロールする変数を見てみる。まず、女性であることはいずれの結果からも有意な係数を示していない。年齢は、すべての年齢階層で 1%水準で有意に負の影響を示しており、年齢が上昇することは高齢者の主観的健康を悪化させる要因であることがうかがえる。これは加齢にともない、慢性疾患の罹患率が上昇することや身体的機能の衰えが目立つようになることが考えられる。限界効果を見ると、年齢層が高くなるほど、係数の値が大きくなっており、年齢が上昇するにつれて、主観的健康状態が大幅に悪化していく傾向を示唆しているものと考えられる。未婚・配偶者と離死別ダミーと子どもがいることの変数はいずれの推計結果からも

有意な結果が得られなかった。

最長職業が常勤の被雇用者に比べて、非正規・内職・その他職業の場合には 10%水準で有意に主観的健康状態が良好でなくなる結果が得られた。金（2010）では、日本男性と韓国男性の健康状態と最長職の関連性について研究を行っているが、最長職業が「労務・臨時」職である場合に健康状態の点数が低いことが示されている。臨時職を非正規職とみなした場合、金（2010）の結果と本稿の結果から、非正規の被雇用者を最長職業とした場合には健康状態が良好でなくなる傾向が考えられる。これは、最長職が非正規職である場合には、不安定な雇用が健康状態に影響を与えることが考えられる。また、フルタイム職に比べて非正規職は賃金が低い場合が多く、長期間にわたって十分に保健医療への支出が行えなかったことが健康状態に影響を与える要因として働いていた可能性が考えられる。

次に、経済状態に関する変数を見る。まず、就業しているサンプルに就業収入額を乗じた変数は有意に主観的健康状態に正の影響を与えることが示されている。また、公的年金受給者ダミーに公的年金受給額を乗じた変数については 5%水準で有意に正の影響が示されている。私的年金及び財産収入に関しては有意な結果が得られていないが、就業収入額及び公的年金受給額に関しては、いずれの収入額が増加しても保健医療への支出を増やすことができるために主観的健康状態が高まることが考えられる。限界効果を見ると、就業している場合の収入額の効果に比べると、公的年金を受給している場合の収入額が増えた場合の効果の方が大きい。これは一つの解釈として、高齢期になるとフルタイム雇用の他、短期雇用、臨時雇用など、より多様な働き方にシフトする傾向が高くなる。就業による収入額は期間を通してより変動が見られる場合があるのに対して、公的年金額は毎月一定額の収入が予測され、計画的に支出に費やすことができるため、公的年金の方が、長期間の支出により効果が現れやすい健康医療分野への影響が大きいことが考えられる。

住宅の持ち家がある場合には、主観的健康状態に対して 1%水準で有意に正の影響を与えることが示されている。持ち家があることにより、住宅の賃貸料が発生しない場合には、

図表 9 推計結果 (2)

| 高齢者の主観的健康に影響を与える要因の分析結果(2): 順序プロビット(独り暮らし世帯) | | | | | | |
|----------------------------------------------|--------------------|--------|-----|----------|--------|----------|
| 係数 | | Coef. | | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| 性別 | 女性 | 0.402 | * | 0.218 | 0.413 | 0.215 |
| 年齢 | 65～69歳 (基準=60～64歳) | 0.351 | | 0.319 | 0.235 | 0.306 |
| | 70～74歳 | 0.166 | | 0.326 | 0.093 | 0.312 |
| | 75～79歳 | -0.035 | | 0.348 | -0.039 | 0.333 |
| | 80歳以上 | -0.142 | | 0.355 | -0.194 | 0.348 |
| 未婚・配偶者と離死別 | | -2.070 | *** | 0.737 | -1.825 | 0.717 |
| 子ども有り | | 0.469 | * | 0.246 | 0.530 | 0.236 |
| 収入額 | 就業ダミー*就業収入額 | 0.013 | | 0.014 | 0.010 | 0.014 |
| | 公的年金受給ダミー*公的年金収入額 | 0.039 | *** | 0.015 | 0.040 | 0.015 |
| | 私的年金受給ダミー*私的年金収入額 | 0.041 | | 0.031 | 0.035 | 0.031 |
| | 財産収入有り*財産収入額 | -0.010 | | 0.019 | -0.016 | 0.019 |
| 老後の備えが十分にあると感じる | | 0.403 | | 0.344 | 0.499 | 0.337 |
| 持家有り【住宅】 | | 0.356 | * | 0.191 | 0.300 | 0.188 |
| 最長職業 | 農林漁業 (基準=常勤) | 0.168 | | 0.375 | 0.176 | 0.361 |
| | 自営業 | 0.555 | ** | 0.266 | 0.559 | 0.262 |
| | 非正規・内職・その他 | 0.096 | | 0.245 | 0.086 | 0.240 |
| | 専業主婦・仕事に就いた経験なし | 0.179 | | 0.261 | -0.246 | 0.254 |
| 地域ダミー | | | YES | | NO | |
| Number of obs | | | | 186 | | 186 |
| Log Likelihood | | | | -228.395 | | -232.849 |
| LR chi2 | | | | 49.98 | | 41.07 |
| Prob>chi2 | | | | 0.001 | | 0.001 |
| Pseudi R2 | | | | 0.099 | | 0.081 |

*は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で統計的に有意であることを示す。

保健医療支出を含む、より多くの消費支出へ金銭を費やすことができるといえる。また、持ち家があることによって快適な住環境が築かれている場合には、より主観的健康状態が良好なものとなることが考えられる。

以上の経済状態に関する変数はおもに収入額に関わる客観的な指標であったが、「老後の備えが十分にあると感じる」変数は高齢者が有する金銭の状態について主観的に捉えたときの変数であり、高齢者が自己の金銭の保有状況をどのように感じているかを測る指標であると言える。「老後の備えが十分にある」と感じる場合には、1%水準で有意に高齢者の主観的健康状態を高める結果が得られている。高齢期にはおもに年金額で暮らす高齢者が多く(図表2)、毎月一定の年金額を上回る収入を得ることは難しくなる。年金収入額は就

労収入と異なり、高齢期になってから高齢者の努力によって大幅に収入額を増やすことが難しいと言える。このような状況において、老後の備えが十分にあると感じている場合には、金銭の保有額に対して安心感を抱いている傾向が高く、保健医療費を含む消費支出を増やすことができるために主観的健康状態に正の影響を与えることが考えられる。これに対して高齢者が老後の備えに対して不十分と感じる場合には、金銭に対する危機感を感じ、消費支出全体を抑制し、健康状態へ負の影響を与えることが考えられる。

図表 9 と図表 10 は、高齢者世帯を「独り暮らし世帯」と「親族らと同居」世帯に分けて推計を行った結果である。各サンプルの割合を概観すると、独り暮らし世帯は高齢者全世帯のうち約 10.6%であり、残る「親族らと同居世帯」については「配偶者と同居」世帯は全サンプルの中で約 71.2%、「子どもと同居」世帯は約 49.5%、「子の配偶者と同居」世帯は約 26.2%、「孫と同居」世帯は約 25.1%である。まず、独り暮らし世帯の結果について見ていこう。図表 9 の第 1 列は地域ダミーを入れた推計結果を示し、第 2 列は地域ダミーを入れないで行った推計結果である。

独り暮らし世帯においては、女性であることは 10%水準で有意に主観的健康状態が良好である。男性と比べて女性の方が、独居の状態にある場合にも、定期的な医療へのアクセスや食生活などの自己の健康管理がうまく行えていることが考えられる。

年齢の効果は全ての階層で統計的有意性は消失している。これは、独り暮らしという身近に頼る者がいない状況のなかでは、高齢者は年齢に限らずひとりで生活を営む必要がある。このため加齢とともに健康状態が悪化していく自己の姿を「認められない」あるいは「認めたくない」という思いが強く、健康状態を実際よりも良好に申告しようとするバイアスとなって表れている可能性が考えられる。

未婚・配偶者と離死別の変数については、1%水準で有意に健康状態が悪いという結果が得られている。これは、配偶者が仕事のために単身赴任をしている状況や、配偶者が病気などの理由によって施設や病院などにいるために夫婦それぞれが別居している場合と比べ

て、そもそも未婚である状態や配偶者と既に離死別している状態である場合には、交流相手となる配偶者がいないために、主観的健康状態が悪化している状況となっていることが示されている。配偶者との交流があることにより夫婦で健康管理を行えることや、配偶者の健康状態を観察することにより同時に自己の健康管理を整えることができるとするならば、配偶者がいないことが健康状態に負の影響を与えることが考えられる。また、配偶者と離死別をしたという経験をするのが健康状態にショックをもたらしていた可能性が考えられる。

子どもがいることは、独り暮らし世帯では有意に健康状態を良好にする影響を与えている。子どもがいることが健康的に生きることの励みとして働くことや、自己の健康状態が悪化した場合に、子どもという最も身近な親族の支えがあることによって、より良好に健康状態を回復することが可能となっていることが考えられる。

最長職業については、自営業であった場合に有意に主観的健康状態が良好な結果が得られている。これは、自営業主として長期間にわたり会社や組織を運営していた経験があることにより、ひとりで暮らしている場合にも自己の健康状態を良好に保てるような情報収集力や判断力、決断力が築かれている可能性が考えられる。

次に、経済状態に関する変数を見る。独り暮らしの場合には、就業収入額に関する変数はもはや有意に影響を与えていないことが示されている。就労収入額については、同居の配偶者がいないために夫婦で収入額を調整することができず、自身が就労している場合のみ得られる収入であり、高齢期においては健康上の理由や労働需要側の要因により、どれくらいの額の収入が得られるか、また、定期的に得られるかどうかについては不安定であるといえる。

一方、公的年金収入額については1%水準で有意に高齢者の主観的健康状態を高める影響が示されている。公的年金収入額については長期的かつ安定的に得られる収入であり、保健医療支出に対しても計画的に行うことができるといえる。高齢期になると、疾病に罹患

図表 10 推計結果 (2)

| 高齢者の主観的健康に影響を与える要因の分析結果(2): 順序プロビット(親族らと同居世帯) | | | | | | |
|-----------------------------------------------|--------------------|--------|-----|----------|--------|----------|
| 係数 | | Coef. | | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| 性別 | 女性 | -0.014 | | 0.064 | -0.004 | 0.068 |
| 年齢 | 65～69歳 (基準=60～64歳) | -0.274 | *** | 0.076 | -0.260 | 0.079 |
| | 70～74歳 | -0.454 | *** | 0.080 | -0.428 | 0.083 |
| | 75～79歳 | -0.595 | *** | 0.091 | -0.561 | 0.095 |
| | 80歳以上 | -0.718 | *** | 0.110 | -0.689 | 0.117 |
| 未婚・配偶者と離死別 | | 0.029 | | 0.070 | 0.027 | 0.081 |
| 子ども有り | | -0.022 | | 0.113 | -0.016 | 0.135 |
| 収入額 | 就業ダミー*就業収入額 | 0.004 | ** | 0.002 | 0.004 | 0.002 |
| | 公的年金受給ダミー*公的年金収入額 | 0.006 | * | 0.003 | 0.006 | 0.003 |
| | 私的年金受給ダミー*私的年金収入額 | 0.003 | | 0.006 | 0.003 | 0.007 |
| | 財産収入有り*財産収入額 | 0.005 | | 0.006 | 0.004 | 0.007 |
| 老後の備えが十分にあると感じる | | 0.299 | *** | 0.104 | 0.289 | 0.110 |
| 持家有り【住宅】 | | 0.251 | *** | 0.069 | 0.256 | 0.075 |
| 最長職業 | 農林漁業 (基準=常勤) | -0.015 | | 0.088 | -0.050 | 0.090 |
| | 自営業 | -0.054 | | 0.081 | -0.034 | 0.086 |
| | 非正規・内職・その他 | -0.169 | * | 0.091 | -0.168 | 0.100 |
| | 専業主婦・仕事に就いた経験なし | 0.021 | | 0.102 | 0.008 | 0.112 |
| 地域ダミー | | | YES | | NO | |
| Number of obs | | | | 1575 | | 1575 |
| Log Likelihood | | | | -2110.59 | | -2115.86 |
| LR chi2 | | | | 133.04 | | 122.50 |
| Prob>chi2 | | | | 0.000 | | 0.000 |
| Pseudi R2 | | | | 0.03 | | 0.03 |

*は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

しやすくなり、疾病からの回復や健康状態の維持や疾病の予防のために保健医療支出が大幅に増えるようになるが(図表 1)、独り暮らし世帯においては、収入の中でも公的年金収入を第一に頼りにしている可能性が考えられる。

「老後の備えが十分にある」と感じている変数については、独り暮らし世帯においてはもはや有意に効いていないことが示されている。ひとりで高齢期を過ごすひと暮らし世帯においては、同居の配偶者や子どもによる手助けを得られずに自己の健康状態と向き合っており、老後の備えが、生活全般にわたる重要なサポート資源であり、金銭の保有を保健医療支出ばかりに取り崩すことは難しい可能性が考えられる。これに対して、公的年金収入の場合は、定期的に一定額の収入が得られるために、毎月、一定額だけの保健医療支

出を投入することは比較的行いやすく、長期にわたる計画的な保健医療への支出が実現することが高齢者の健康状態を維持する重要な働きを担っている可能性が考えられる。

住宅の持ち家があることについては、地域ダミーを入れた推計では弱いレベルで主観的健康と関連があることが示されている。持ち家を築き、住み慣れた住環境にいることは健康状態を良好なものにすることが考えられるが、独居の場合には、家族などと同居している場合よりも孤独感を感じやすいことが考えられる。

図表 10 は、親族らと同居している世帯の推計結果である。女性ダミーや未婚・配偶者と離死別ダミー、子ども有ダミーの変数については、全サンプルの場合と同様に有意な結果が得られなかった。年齢については、年齢層が上昇するにしたがい健康状態が悪化することが示されている。最長職業については、非正規・内職・その他職業で主観的健康状態が悪化しているが、長期にわたる不安定な職業形態が健康状態に影響を及ぼすほか、不安定な収入形態が保健医療支出を抑制していた可能性が考えられる。

収入額については、就業収入額については有意に健康状態に影響を与える結果が示されている。親族と同居していることにより、安定的に収入を確保することに向けて、自分や配偶者など親族との間で収入の調整が行いやすいことが考えられる。このため、同居世帯では、就労収入があることは、長期にわたる保健医療支出も可能となり、健康状態が良好なものとなることが考えられる。一方、公的年金受給について、有意に高齢者の主観的健康状態を高める結果が示されており、公的年金受給額が高いほど健康状態が良好となることが示されている。私的年金受給や財産収入については有意な結果が示されていない。

老後の備えが十分にあることは、高齢者の健康状態を高めていることが示されている。老後の備えがあることは配偶者や子どもなど親族の手助けがあることとともに、高齢者にとっては重要なサポート資源であり、とりわけ保健医療への消費支出という方法により良好な健康状態の維持が行われていることが考えられる。持ち家があることは、1%水準で有意に健康状態に影響を与えていることが示されており、住宅の賃貸料が発生しないことに

図表 11 推計結果（夫婦の収入額を入れた推計）

| 係数 | | Coef. | | Std.Err | dy/dx (まあ良い) | dy/dx (良い) |
|--------|----------|-------|-----|---------|-----------------|---------------|
| 地域 YES | 全サンプル | 0.006 | *** | 0.002 | 0.0004 | 0.002 |
| | 独り暮らし世帯 | 0.021 | ** | 0.008 | 0.003 | 0.005 |
| | 親族らと同居世帯 | 0.005 | *** | 0.002 | 0.0004 | 0.002 |
| 地域 NO | 全サンプル | 0.006 | *** | 0.002 | 0.0004 | 0.002 |
| | 独り暮らし世帯 | 0.020 | ** | 0.008 | 0.003 | 0.005 |
| | 親族らと同居世帯 | 0.005 | *** | 0.002 | 0.0004 | 0.002 |

注) *は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

コントロール変数は表 2 と同じである。

よって保健医療支出を増やすことができる効果があるほか、同居家族とともに健康に良い住環境を築くことによって高齢者の健康状態が良好なものとなっている可能性が考えられる。

最後に、就労収入や年金収入、財産収入に関する変数の代わりに夫婦の収入額を入れた推計を行い、(1) 全サンプル、(2) 独り暮らし世帯、(3) 親族らと同居世帯について分析結果を示した(図表 11)。地域ダミーを入れた推計と入れない推計のどのモデルにおいても、収入額は 1%水準で有意に正の影響が示されている。夫婦の収入額が増えると高齢者の健康状態が良好になるということは、収入が多いほど保健医療への支出額を増やすことができるために健康状態に正の影響を与えることが考えられる。また、収入が多いほど交通機関を通じての医療機関へのアクセスが行いやすいことや、より高価で良質な医療への支出が行うことができると考えられるために主観的健康を規定する要因であることが考えられる。

独り暮らし世帯と親族らと同居世帯の結果を比べると、独り暮らし世帯の方が、収入額が主観的健康状態に及ぼす限界効果が大きいことが分かる。これは、独り暮らし世帯においては、同居家族というサポート資源を活用することによって自身の健康を守ることが難しいために、収入という金銭的な資源により保健医療消費を高め、自身の健康状態を維持していることが考えられる。

6. おわりに

本稿では、先行研究では明らかにされなかった公的年金収入と高齢者の主観的健康状態との関連について検証を行った。まず、全サンプルを用いた推計では、就業による収入額や公的年金受給による受給額が多いほど高齢者の主観的健康状態が良好となる可能性が確かめられた。特に限界効果を見ると、公的年金受給額の方が就業収入額よりも高齢者の健康状態に及ぼす効果が大きいことがわかった。

次に、親族らと同居している世帯と比べて独り暮らし世帯では、就労収入額は有意に影響を及ぼさず、公的年金受給が高齢者の主観的健康状態を高めるために非常に有効な方法として機能している可能性が示された。このため、公的年金制度の今後の見通しは高齢者の健康状態との関連においてきわめて重要であると示唆される。公的年金制度については、現役時の働き方により受給する年金制度の種類が異なる。自営業主・農業などでは国民年金に、会社などで被用者として雇用されている場合には厚生年金あるいは共済年金に、専業主婦等は第3号被保険者として国民年金に加入することとなっている。制度については、1994年の法律改正により、60歳から65歳にかけて支払われる「特別支給の老齢厚生年金」のうち定額部分（一階部分）が生年月日によって2013年までに段階的に引き上げられることとなっており、さらに2000年の法律改正により報酬比例部分についても2013年から2025年にかけて段階的に上げられることになっている（厚生労働省年金局）。今後、少子高齢化がさらに進行し、年金財政が逼迫することとなると、年金制度の持続性のために制度改正が行われる可能性が考えられるが、高齢者の保健医療支出の源となる年金収入額の見直しについては慎重な議論が必要と思われる。

高齢者の独り暮らし世帯と親族らと同居世帯では、個人の属性が健康状態に与える影響に違いが見られた。性別、未婚・配偶者と離死別、子どもがいること、最長職が自営業であることは独り暮らし世帯において有意に影響を与える要因であることが確かめられたことに対し、親族らと同居世帯においては、年齢が上昇すること、最長職が非正規・内職・

その他で主観的健康状態が悪化する傾向が示された。

高齢者の経済状態と主観的健康状態との関連については、独り暮らし世帯では、公的年金受給額が強く健康状態に影響を及ぼしており、持ち家があることは弱い影響を及ぼすものであることが示された。これに対して親族らと同居世帯では、就業収入額と公的年金受給額、老後の備えが十分にあること、住宅の持家があることが有意に影響を与えていることが示された。独り暮らし世帯では、別居であっても配偶者や子どもがいることが主観的健康状態に影響を与えている可能性が示されており、経済状態では、公的年金の役割が特に注目される結果となった。一方、親族らと同居世帯では、配偶者がいることや子どもの存在は有意に主観的健康状態に影響しておらず、収入額の大きさなど金銭に関する要因のほうが大きく影響を与えることが示された。

本稿の分析では公的年金受給額について、国民年金と厚生年金、共済年金を一括りにして分析を行ったが、厚生年金と共済年金では制度に違いが見られる。今後は、両者を分けてさらに詳細な分析が行うことを今後の課題としたい。

参考文献

- 阿部彩 (2013) 「誰が受診を控えているのか：J-SHINE を使った初期的分析」一橋大学機関リポジトリ Technical Report.
- 菅万理 (2008) 「健康格差と老人保健制度の効果—健康需要関数の実証分析」 *Discussion Paper* No.351, Center of Intergenerational Studies (CIS). Institute of Economic Research, Hitotubashi University.
- 金貞任 (2010) 「社会的地位と健康状態」『GEMC journal』3、pp34-49.
- 木村好美 (2013) 「健康診断の受診と社会階層」『早稲田大学大学院文学研究科紀要』58、pp38-54.
- 厚生労働省年金局 「年金財政ホームページ・公的年金制度の概要」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/nenkin/zaisei/01/01-04.html> (last access 2013/11/15)
- 小林美樹 (2009) 「所得不平等が主観的健康に及ぼす影響」『生活経済学研究』29、pp17-31.
- 小林美樹 (2010) 「所得格差の大きさと主観的健康状態の関連—マルチレベル分析による日米比較」、『医療と社会』、19 (4)、pp321-334.
- 豊川智之 (2006) 「医療へのアクセスと健康」川上憲人他編『社会格差と健康』東京大学出版会、pp37-60.
- 内閣府『平成 24 年版高齢社会白書』(概要版)
- 西信雄 (2006) 「社会経済要因の多重レベル分析」川上憲人他編『社会格差と健康』東京大学出版会、pp189-213.
- 日本年金機構 「年金について—公的年金の種類と加入する制度」
<http://www.nenkin.go.jp/n/www/service/detail.jsp?id=1726> (last access 2013/11/15)
- 日本福祉大学健康社会研究センター (2009) 「低所得者ほど受診を控える」 AGES Press

Release No.09-013 . <http://cws.umin.jp/press-releases/013.pdf> (last access 2013/10/30)

橋本英樹 (2006) 「所得分布と健康」川上憲人他編『社会格差と健康』東京大学出版会、pp61-80.

Becker , G., “A theory of the allocation of time.” *Economic Journal* 75, pp493-517.

Becllet, M. (2000) “ Converging Health Inequalities in Later Life – an Artifact of Mortality Selection,” *Research on Aging*, 21, pp 392-401.

Blakely, T.A. , Lochner, K. , Kawachi, I. , (2002) “Metropolitan area income inequality and self-rated health- a multi-level study.” *Social Science & Medicine*, 54, pp75-77.

Contoyannis, P. and Jones, A. M. , (2004), “Socioeconomic status, health and lifestyle.” *Journal of Health Economics*, 23, pp965-995.

Fiscella K., Franks P. , (1997),” Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study.” *Blitish Medical Journal* , 314, pp1724-1727.

Fukuda, Y., K. Nakamura and T. Takano (2004) “ Municipal socioeconomic status and mortality in Japan: sex and age difference, and trends in 1973-1998.” *Social Science & Medicine*, 59,pp2435-2445.

Huisman M. , Kunst A.E. , Mackenbach J.P. ,(2003), “ Socioeconomic iniquities in morbidity among the elderly; a European overview.” *Social Science & Medicine*, 57, pp861-873.

Keneddy B. , Kawachi I. , Glass R., Prothrow-Stith D (1998) ,” Income distribution , socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis.” *Blitish Medical Journal* , 317, pp917-921.

Knesebeck, von dem O., Luschen, G. , Cockerham W.C. , and Siegrist J, (2003) “ Socioeconomic status and health among the aged in the United States and

Germany : a comparative cross-sectional study,” *Social Science & Medicine*, 57, pp1643-1652.

Lundberg L. , Johanesson M., Isacson DGL, Borgquist L. (1998), “Effects of user charges on the use of prescription medicines in different socio-economic groups.” *Health Polisy*,44, pp123-134.

Oshio T. , Kobayashi M. , (2009), “ Income inequality , area-level poverty , perceived aversion to inequality, and self-rated health in Japan.” *Social Science & Medicine*, 69, pp317-326.

Sibuya K., Hashimoto H. , Yano E. (2002),”Individual income , income distribution, and self rated health in Japan: cross sectional analysis of nationally representative sample.” *Blitish Medical Journal* , 324, pp16-19.

Subramanian SV, Kawachi I., Kennedy B.P. (2001): Does the state you live in make a difference? multilevel analysis of self-rated health in the US. *Social Science & Medicine* 53(1), pp 9-19.